

## **Funciones de densidad de los fundamentos y del tipo de cambio en una zona objetivo: Evidencia empírica para el SME**

**Consuelo Gámez y José L. Torres\***

*Departamento de Teoría e Historia Económica  
Universidad de Málaga*

### **RESUMEN**

En este artículo se analizan las funciones de densidad de los fundamentos y de las desviaciones del tipo de cambio bajo diferentes supuestos acerca del *rumbo* del proceso de los fundamentos y de las intervenciones monetarias que se efectúen. Una vez que se obtienen las funciones teóricas para los fundamentos, mediante un cambio de variable, podemos simular numéricamente las funciones de densidad para las desviaciones del tipo de cambio con objeto de compararlas con las empíricas. Los anteriores análisis de las distribuciones del tipo de cambio en el *SME* se han realizado usando el marco alemán como la moneda de referencia, asumiendo implícitamente la existencia de un sistema bilateral, cuando en realidad se trata de un sistema multilateral. Con objeto de solucionar este problema presentamos un método para calcular las distribuciones multilaterales de las desviaciones del tipo de cambio. La mayoría de las distribuciones que se obtienen presentan una baja frecuencia en el centro de la banda de fluctuación, algo que no es recogido en trabajos empíricos anteriores que rechazaban el modelo básico de zonas objetivo.

\* Los autores expresan su agradecimiento a Mark Salmon, Fabio Canova, J. Humberto López, Oscar Bajo y Jesús Vázquez por los comentarios realizados. Todos los posibles errores son responsabilidad de los autores. Este trabajo ha sido parcialmente financiado por la Junta de Andalucía, a través del grupo de investigación 1097.

## 1. INTRODUCCIÓN

Una de las implicaciones que se deriva de los modelos teóricos de zonas objetivo concierne a las funciones de densidad de las desviaciones del tipo de cambio con respecto a su paridad central. Una simple prueba para verificar el poder explicativo de estos modelos puede realizarse contrastando las distribuciones teóricas que de ellos se obtienen para el tipo de cambio con las distribuciones empíricas. El modelo básico de zonas objetivo tiende a concentrarse cerca de los límites de fluctuación y no en el centro de la banda. Sin embargo, se demuestra que esto sólo es correcto bajo la hipótesis de un *rumbo o deriva* nulo en el proceso que siguen los fundamentos y bajo la hipótesis de una distribución uniforme truncada para los fundamentos derivada del uso de intervenciones marginales infinitesimales. Considerando la existencia de un *rumbo* no nulo en el proceso de los fundamentos se obtienen distribuciones exponenciales truncadas para las desviaciones del tipo de cambio (consistentes con el comportamiento leptocúrtico observado del tipo de cambio)

En el supuesto de que se lleven a cabo intervenciones intramarginales y que éstas fuesen proporcionales al *rumbo* del proceso de los fundamentos la función de densidad no cambia, aunque sí sus parámetros. Si las intervenciones intramarginales fuesen *con reversión* a la media y para un *rumbo* nulo se obtendrían funciones de densidad normales truncadas tanto para los fundamentos como para las desviaciones del tipo de cambio. Sin embargo, si el *rumbo* es significativamente no nulo, se obtienen también funciones de densidad exponenciales para las desviaciones del tipo de cambio. Por tanto, las funciones de densidad teóricas para las desviaciones del tipo de cambio dependen tanto del valor del *rumbo* del proceso que siguen los fundamentos como del tipo de intervención monetaria que se asume para el mantenimiento de las bandas de fluctuación.

Las distribuciones de las desviaciones del tipo de cambio han sido estudiadas empíricamente por Bertola y Caballero (1992), Flood, Rose y Mathieson (1991), Lindberg y Soderlind (1991), Chen y Giovannini (1992), entre otros. Bertola y Caballero (1992) estudian el franco francés y la lira italiana encontrando que ambas monedas se sitúan la mayoría del tiempo cerca del centro y no en los límites de sus bandas de fluctuación. Flood *et al.* (1991) estudian las monedas del *SME*. Lindberg y Soderlind (1991) estudian el tipo de cambio de los países nórdicos, obteniendo resultados similares, lo que les lleva a rechazar el modelo básico de zonas objetivo de Krugman. Chen y Giovannini (1992) analizan los tipos de cambio del sistema de Bretton Woods y del *SME* obteniendo diferentes distribuciones: en forma de campana, exponenciales y en forma de *U*.

Sin embargo todos los análisis de las distribuciones del tipo de cambio del *SME* se han realizado usando al marco alemán (DM) como la moneda de referencia, asumiendo implícitamente la existencia de un sistema de tipo de cambio bilateral, sin tener en cuenta al resto de monedas que operan en el sistema. Por tanto, estas distribuciones empíricas sólo están reflejando el comportamiento de cada moneda en relación al DM, cuando en la realidad su comportamiento también está influido por la evolución de las demás monedas que integran el sistema. Con objeto de solucionar este problema, en este artículo presentamos un método para obtener las distribuciones multilaterales de las desviaciones del tipo de cambio de cada moneda con respecto a todo el sistema. Esto implica que en lugar de usar la paridad central de cada moneda con respecto al DM, usamos la paridad central *efectiva* de cada moneda, es decir, no sólo la desviación de su paridad central frente a una moneda de referencia, como puede ser el marco, sino la desviación de su paridad central frente a todas las monedas de dicho sistema de cambios. Las distribuciones obtenidas con éste método son diferentes a las distribuciones bilaterales con respecto al marco (ver Gámez y Torrès (1994)), siendo más difícil rechazar el modelo básico de zonas objetivo. Los resultados muestran que varias de las monedas estudiadas, en determinados períodos, muestran distribuciones en forma de *U* tal y como predice el modelo de Krugman y que sólo ocasionalmente aparecen distribuciones en forma de campana.

Al margen de lo anterior, en el análisis empírico se observan dos diferentes tipos de comportamiento de las distribuciones del *SME*:

- Distribuciones *exponenciales* con la mayoría de la masa de probabilidad concentrada en el límite superior de fluctuación. Esta es la distribución típica de las monedas débiles, que tienen que ser devaluadas en el futuro y se corresponden con períodos de tiempo cortos entre realineamientos.
- Distribuciones en forma de *campana* con la mayoría de la masa de probabilidad concentrada alrededor de la paridad central y que se corresponden con períodos largos entre realineamientos.

La estructura del artículo es la siguiente. En la segunda sección se analiza el efecto de las intervenciones marginales sobre los fundamentos, derivando la función de densidad implícita para los casos de un *rumbo* nulo o no. Una vez obtenida dicha función de densidad y conociendo la relación entre los fundamentos y el tipo de cambio se puede simular numéricamente la función de densidad teórica de las desviaciones del tipo de cambio con respecto a su paridad central. La tercera sección considera el efecto de intervenciones intramarginales *con reversión a la media*. En este caso el proceso que siguen los fundamentos es del tipo Ornstein-Uhlenbeck. La sección cuar-

ta presenta el método utilizado en este trabajo para obtener las distribuciones multilaterales para una zona objetivo como el *SME* con objeto de compararlas con las teóricas, calculando las desviaciones del tipo de cambio frente a su paridad central efectiva. La última sección presenta las conclusiones.

## 2. EL MODELO BÁSICO DE ZONAS OBJETIVO

La hipótesis inicial que subyace en el modelo básico de zonas objetivo para el tipo de cambio<sup>1</sup> consiste en que las intervenciones monetarias únicamente tienen lugar cuando el tipo de cambio alcanza alguno de sus límites de fluctuación. Si llamamos  $dm_t$  al tamaño de la intervención monetaria (el cambio en la oferta de dinero), cuando el tipo de cambio alcanza el límite superior,  $dm_t$  es menor que cero con objeto de evitar una mayor depreciación de la moneda. Por el contrario, cuando el tipo de cambio alcanza el límite inferior,  $dm_t$  es mayor que cero con objeto de evitar una mayor apreciación de la moneda. Por último, si el tipo de cambio se mueve dentro de las bandas fijadas,  $dm_t$  es cero, es decir, no se produce ningún cambio en la oferta de dinero. Poniendo en relación los cambios en la cantidad de dinero con los fundamentos del tipo de cambio,  $f_t$ , tenemos que:

$$\begin{aligned} dm &= 0 & \text{si } \underline{f} < f_t < \bar{f}, \\ dm &> 0 & \text{si } f_t = \underline{f}, \\ dm &< 0 & \text{si } f_t = \bar{f}, \end{aligned} \tag{1}$$

donde  $\underline{f}$  y  $\bar{f}$  respectivamente son los límites inferior y superior para los fundamentos. Es decir, las intervenciones sólo se llevan a cabo cuando los fundamentos de la economía alcanzan alguno de sus límites de fluctuación. En estas circunstancias la política monetaria no se utiliza como un instrumento para el control del tipo de cambio dentro de la banda, sino únicamente en los límites de fluctuación.

Dentro de la estructura del modelo que estamos analizando los fundamentos se dividen en dos categorías: Los «shocks» de velocidad,  $v_t$ , y la oferta de dinero,  $m_t$ . Asumimos que los «shocks» de velocidad siguen un movimiento browniano del tipo:

<sup>1</sup> Para una descripción del modelo básico de zonas objetivo ver Krugman (1991).

$$dv_t = \mu dt + \sigma dz_t, \quad (2)$$

donde  $\mu$  es la media o *rumbo* y  $\sigma$  es la desviación estándar del proceso implicando que el proceso para los fundamentos es un movimiento browniano regulado.

En este caso, la regla de intervención monetaria está definida por la siguiente ecuación:

$$dm_t = dL - dU, \quad (3)$$

siendo  $dL$  el regulador –la barrera de fluctuación– inferior, y  $dU$ , el regulador superior. Un  $dL > 0$  representa el aumento en la oferta de dinero que se tiene que realizar cuando los fundamentos alcanzan su límite inferior, mientras que  $dU > 0$  representa la disminución en la oferta de dinero cuando los fundamentos alcanzan su límite superior. Esta hipótesis inicial de intervenciones marginales es lógica si atendemos al comportamiento del tipo de cambio dentro de una zona objetivo. Las expectativas formadas por la existencia de límites de fluctuación para el tipo de cambio implican que sea más fácil el control del tipo de cambio en dichos límites, puesto que los agentes conocen que dicha variable es uno de los objetivos de la autoridad monetaria. Si el tipo de cambio alcanza el límite superior de la banda (la máxima depreciación permitida), los agentes saben que el tipo de cambio sólo puede apreciarse (esto sucede bajo la hipótesis de credibilidad perfecta de la banda). Este conocimiento por parte de los agentes origina la característica forma de  $S$  del comportamiento del tipo de cambio en una zona objetivo.

Respecto al valor del *rumbo* del proceso del movimiento browniano cabe considerar dos posibilidades: la primera corresponde a un *rumbo* nulo, y la segunda a un valor de éste distinto de cero. El *rumbo* es considerado como un indicador de la fortaleza o debilidad de una moneda, recogiendo las expectativas constantes de apreciación o depreciación de ésta. Un valor positivo implica que se espera que la moneda se deprecie en el futuro, mientras que un valor negativo supone que se espera una apreciación. Bajo la hipótesis de que las intervenciones monetarias se efectúan según la ecuación (3), se puede derivar la función de densidad de los fundamentos dentro de la banda. Conocida la especificación de dicha función, y tras la aplicación de un cambio de variable, podemos simular numéricamente la función de densidad teórica correspondiente a las desviaciones del tipo de cambio con respecto a su paridad central.

## 2.1 Función de densidad de los fundamentos

Dado que sólo se realizan intervenciones marginales, se cumple que  $df_t = dv_t$ , con lo cual los fundamentos siguen un movimiento browniano al igual que los «shocks» exógenos. Harrison (1985) deriva las funciones de densidad para dicho proceso. Dependiendo del valor del *rumbo* se distinguen dos casos:

**Caso 1:** *rumbo* igual a cero,  $\mu = 0$ . La función de densidad para los fundamentos es uniforme, y viene dada por:

$$\psi(f) = \frac{1}{\bar{f} - \underline{f}} \quad (4)$$

Debido a que en este caso la banda para los fundamentos es simétrica, la probabilidad en cada punto viene dada por la constante  $1/2\bar{f}$ . Según se observa en la figura 1<sup>2</sup>, la función de densidad es una uniforme truncada, puesto que no hay intervención sobre esta variable cuando el tipo de cambio está dentro de la banda, así que cuando el *rumbo* nulo, los «shocks» de velocidad siguen un paseo aleatorio con límites. Por lo tanto, los fundamentos siguen un paseo aleatorio porque  $m_t$  es constante y la probabilidad de los fundamentos en cualquier punto de la banda es la misma. Ya que la función de densidad de los fundamentos sólo está definida dentro de su banda, todas las distribuciones que se obtienen son truncadas.

**Caso 2:** *rumbo* diferente de cero,  $\mu \neq 0$ . La función de densidad de los fundamentos es una exponencial truncada representada por:

$$\psi(f) = \frac{\theta \exp(\theta f)}{\exp(\theta \bar{f}) - \exp(\theta \underline{f})}, \quad (5)$$

donde

$$\theta = -(\lambda_1 + \lambda_2) = 2 \frac{\mu}{\sigma^2}, \quad (6)$$

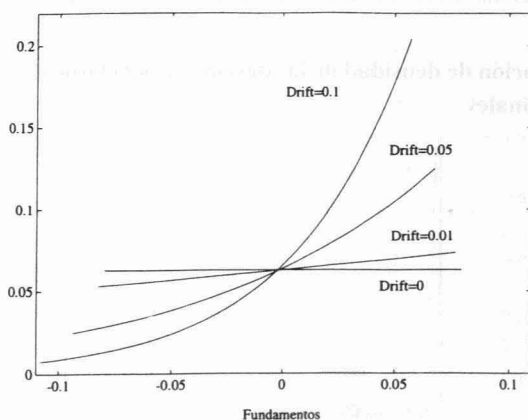
y  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$  las raíces positiva y negativa de la ecuación característica en  $\lambda$  de la solución del tipo de cambio. Como puede observarse, si  $\mu = 0$ ,  $-\lambda_1 = \lambda_2$ , y por tanto,  $\theta = 0$ , esta función es indeterminada.

<sup>2</sup> En la figura 1 se obtiene una banda para los fundamentos de \*7.98 por ciento, con los parámetros seleccionados por Harrison: una semi-elasticidad de los tipos de interés de 1, y una desviación estándar del proceso de los «shocks» de velocidad igual a 0.1.

Dependiendo del valor del *rumbo*, se obtienen diferentes funciones de densidad, con mayor masa de probabilidad hacia la derecha o hacia la izquierda según sea positivo o negativo, respectivamente. La interpretación económica es la siguiente: Un *rumbo* positivo significa que la moneda es intrínsecamente débil y que se espera que se deprecie en el futuro. Por lo tanto, si el límite superior de los fundamentos y también del tipo de cambio, representa a su vez el límite superior de los fundamentos, y también del tipo de cambio, representa a su vez el límite superior de depreciación de una moneda, la distribución para los fundamentos debería mostrar una mayor masa de probabilidad en el límite superior que en el centro de su banda, debido a las expectativas de depreciación. Por el contrario, la función deberá presentar una reducida probabilidad en el límite inferior de la banda de los fundamentos debido a las anteriores expectativas<sup>3</sup>.

En la figura 1 se muestran los casos de un *rumbo* de 0.01, y 0.1<sup>4</sup>. Como se puede observar en estos casos la banda de fluctuación de los fundamentos es asimétrica. En particular, para un *rumbo* cercano a cero, la forma de la función de densidad de los fundamentos se aproxima a una uniforme. Conforme se incrementa su valor, obtenemos una función exponencial con una mayor pendiente. Esto significa que la estabilidad

**Figura 1: Función de densidad de los fundamentos con intervenciones marginales**



<sup>3</sup>El mismo argumento se aplica cuando el *rumbo* es negativo, es decir, en el caso de una moneda intrínsecamente fuerte.

<sup>4</sup>Al considerar únicamente la posibilidad de devaluaciones, solo tenemos en cuenta el caso de un *rumbo* positivo en el proceso de los fundamentos.

de una zona objetivo depende del valor del *rumbo*, es decir, de las expectativas constantes acerca de la futura evolución de una moneda. En el caso positivo, obtenemos una banda asimétrica para los fundamentos, siendo más estrecha en el límite superior, es decir, en el límite de depreciación. Esto implica que el tipo de cambio se desplazará hacia dicho límite, siendo más difícil el mantenimiento de la banda.

## 2.2 Función de densidad de las desviaciones del tipo de cambio

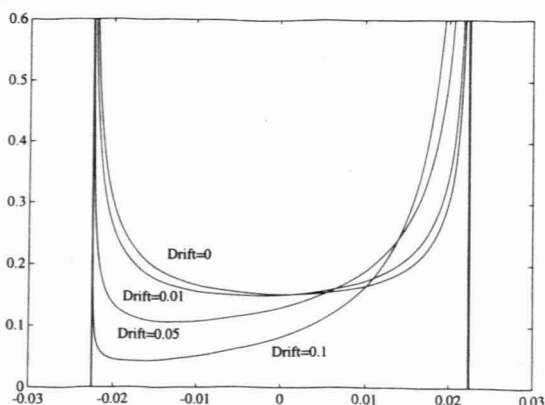
Con objeto de obtener la función de densidad del tipo de cambio, dentro de su banda, consideramos, en primer lugar, su relación con los fundamentos, y a continuación la función de densidad de los mismos (ecuaciones 4 y 5). La relación entre ambas funciones de densidad, siguiendo el *lema del cambio de variable*<sup>5</sup>, es la siguiente:

$$\Psi_s(s) = \Psi_f(g^{-1}(s)) \left| \frac{dg^{-1}(s)}{ds} \right|, \quad (7)$$

donde  $g^{-1}(s)$  es la inversa de la función  $g(f)$ , y esta nueva función de densidad está definida dentro de los límites de fluctuación del tipo de cambio. A continuación consideramos los dos casos posibles atendiendo al valor del *rumbo*:

**Caso 1: rumbo igual a cero,  $\mu = 0$ .** En este supuesto se obtiene la función de densidad convencional en forma de  $U$  para las desviaciones del tipo de cambio (figura

Figura 2: Función de densidad de las desviaciones del tipo de cambio con intervenciones marginales



<sup>5</sup> Ver Arnaiz (1986), capítulo 6.



2), que aparece en la literatura. Esta forma se debe, en primer lugar, a la distribución uniforme de los fundamentos, y en segundo, a la no linealidad en la relación existente entre el tipo de cambio y los fundamentos. Por tanto, en el caso de intervenciones marginales, el tipo de cambio tendrá una elevada masa probabilística en los límites de fluctuación, y escasa masa alrededor de la paridad central.

**Caso 2:** *rumbo* diferente de cero,  $\mu \neq 0$ . Como vimos anteriormente, la función de los fundamentos deja de ser uniforme y se convierte en exponencial. Se puede apreciar que las nuevas distribuciones siguen teniendo forma de *U*, pero presentan más masa probabilística concentrada en uno de los límites, dependiendo del valor del *rumbo* (figura 2). Así, si el *rumbo* es positivo la función de las desviaciones del tipo de cambio presenta una mayor masa de probabilidad en el límite superior y reducida en el límite inferior. Esto es debido al hecho de que la masa de probabilidad de los fundamentos es también elevada en el límite superior y existe una mayor probabilidad de depreciación del tipo de cambio.

Del anterior análisis se desprende que el valor del *rumbo* es crucial para la estabilidad del tipo de cambio dentro de la banda. En concreto, cuanto mayor sea su valor (en términos absolutos), mayor será la inestabilidad del tipo de cambio. En particular, si el valor del *rumbo* es lo suficientemente elevado, la función en forma de *U* desaparece y la función de densidad es exponencial con muy poca masa de probabilidad en el límite inferior y muy elevada en el superior.

### 3. INTERVENCIONES INTRAMARGINALES CON REVERSIÓN A LA MEDIA

Anteriormente sólo hemos considerado la posibilidad de intervenciones marginales infinitesimales. En esta sección consideramos los efectos de las intervenciones intramarginales, implicando que la cantidad de dinero puede cambiar cuando el tipo de cambio está situado dentro de su banda de fluctuación. La justificación de este tipo de intervenciones está avalada por la experiencia reciente de las zonas objetivo como el *SME*. Mastropasqua *et al.* (1988) muestran que aproximadamente el 11 por ciento de las intervenciones en el *SME* han sido marginales, y Delgado y Dumas (1991) que el 85 por ciento de las intervenciones han sido intramarginales.

Si se efectúan intervenciones intramarginales los cambios en la cantidad de dinero vendrán dados por:

$$\begin{aligned} dm_t &= 0 \quad \text{si } f_t = k_t, \\ dm_t &> 0 \quad \text{si } \underline{f} < f_t < \underline{k}_t, \\ dm_t &< 0 \quad \text{si } k_t < f_t < \bar{f}, \end{aligned} \quad (8)$$

donde  $k_t$  es el valor central en el nivel de los fundamentos. La oferta de dinero cambia continuamente conforme los fundamentos se desvíen de  $k_t$  permaneciendo constante sólo cuando los fundamentos están en su valor de equilibrio, definido por la paridad central de tipo de cambio.

Las intervenciones intramarginales con *reversión a la media*, han sido estudiadas por Froot y Obstfeld (1991) y Delgado y Dumas (1991). Ambos usan el proceso de Ornstein-Uhlenbeck para los fundamentos. La regla de intervención en este caso es la siguiente:

$$dm_t = -\beta f_t dt, \quad (9)$$

donde  $\beta$  es el parámetro de intervención. El nuevo proceso para los fundamentos es:

$$df_t = (\mu - \beta f_t) dt + \sigma dz_t, \quad (10)$$

Este nuevo proceso cambia la distribución de los fundamentos, ocasionando también una modificación en la distribución del tipo de cambio en el centro de la banda por la introducción del efecto de *reversión a la media*.

### 3.1. Función de densidad de los fundamentos

Siguiendo a Glynn (1990), la función de densidad de los fundamentos es una normal truncada de la forma:

$$\psi_f(f) = \frac{1}{\sigma\pi/\beta} \exp\left(-\frac{(\mu - \beta f)^2}{\sigma^2}\right), \quad \underline{f} \leq f \leq \bar{f}. \quad (11)$$

Por tanto, se trata de una distribución en la cual la mayoría de la masa se concentra en el centro de la banda para los fundamentos, por lo que el tipo de cambio también tendrá una mayor masa alrededor de su paridad central. En consecuencia, obtenemos un sistema más estable que el relativo a los casos anteriores. Cuanto mayor sea el parámetro de intervención, mayor será la masa probabilística de los fundamentos en el centro de la banda y, por lo tanto, mayor será la estabilidad del sistema.

**Caso 1:** rumbo igual a cero,  $\mu = 0$ . En este caso, los «shocks» de velocidad siguen una distribución uniforme, pero la intervención monetaria desplaza la distribución total hacia el centro de la banda, obteniéndose una función normal truncada. Esto significa que obtenemos un comportamiento más estable para los fundamentos, ya que la mayor masa probabilística está concentrada alrededor de su valor central. Además,

al ser el *rumbo* nulo, la media de la función de densidad coincide con su valor central. En la figura 3, para un parámetro de intervención de 0.25, se observa la simetría de la probabilidad, siendo la misma en ambos límites.

**Caso 2:** *rumbo* diferente de cero,  $\mu \neq 0$ . En este caso, la media de la distribución se desplaza incrementándose la probabilidad de los fundamentos en uno de los límites. Esto es debido a que ahora la banda de los fundamentos es asimétrica, generando diferente probabilidad en los límites. En la figura 3 tenemos los casos de un valor de 0.01, 0.05 y 0.1. Como se puede observar la media de la función de densidad es el valor del *rumbo*.

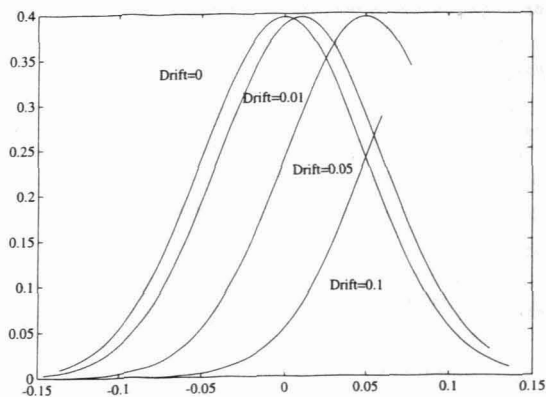
### 3.2. Función de densidad de las desviaciones del tipo de cambio

Como en casos anteriores, una vez conocidas las funciones de densidad para los fundamentos, procedemos a simular numéricamente las funciones de densidad para el tipo de cambio.

**Caso 1:** *rumbo* igual a cero,  $\mu = 0$ . La función de densidad del tipo de cambio pasa de una distribución en forma de *U* a otra en forma de campana, con mayor masa de probabilidad en el centro de la banda, y menor en los límites.

**Caso 2:** *rumbo* diferente de cero,  $\mu \neq 0$ . Bajo este supuesto, la masa del tipo de cambio está más concentrada en uno de sus límites. Si el valor del *rumbo* no es dema-

Fig. 3: **Funcion de densidad de los fundamentos con intervenciones intramarginales con resersión a la media**

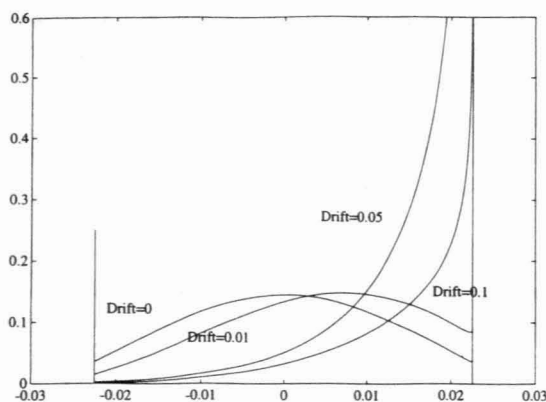


siado elevado, obtenemos una función en forma de campana asimétrica. En caso contrario, si aquel es lo suficientemente elevado, la mayoría de la masa de probabilidad estará concentrada en uno de los límites, al igual que en el caso de intervenciones marginales. En la figura 4 presentamos el caso de un *rumbo* con valores positivos de 0.01, 0.05 y 0.1 y con un parámetro de intervención de 0.25, observándose que la media de la función se desplaza hacia el límite superior. Con un *rumbo* de 0.05 o de 0.1 se puede observar cómo la distribución para el tipo de cambio estaría situado en su límite de depreciación con una probabilidad muy alta. La única diferencia existente cuando el *rumbo* es lo suficientemente elevado es que en el caso de las intervenciones marginales, aunque la distribución sea exponencial, la probabilidad continúa siendo elevada en el otro límite de fluctuación.

Una vez analizadas las funciones de densidad de los fundamentos y la de las desviaciones del tipo de cambio vamos a sistematizar sus implicaciones teóricas para proceder posteriormente a su contrastación empírica. Estas se pueden concretar en los siguientes puntos:

- La función de densidad para el tipo de cambio sólo tiene forma de  $U$  cuando el *rumbo* del proceso que siguen los fundamentos es cero y con intervenciones marginales.
- En el caso de intervenciones marginales con un *rumbo* no nulo, las funciones son exponenciales con una mayor masa de probabilidad en uno de los límites de la banda. En particular, si el *rumbo* es positivo aparece una probabilidad mayor en el lado derecho y, al contrario cuando es negativo.

Figura 4: **Función de densidad de las desviaciones del tipo de cambio con intervenciones intramarginales con reversión a la media**



- Bajo el supuesto de intervenciones intramarginales con *reversión a la media* se obtienen funciones con una mayor probabilidad en el centro de la banda para el tipo de cambio. A mayor intervención mayor masa de probabilidad en el centro menor en los márgenes. Sin embargo, si el *rumbo* es lo suficientemente elevado las funciones de densidad se transforman en exponenciales al igual que en el caso de intervenciones marginales.

#### 4. EVIDENCIA EMPÍRICA DEL SME

En las secciones anteriores hemos obtenido diferentes funciones de densidad teóricas, tanto para los fundamentos de la economía como para el tipo de cambio en una zona objetivo, dependiendo del tipo de intervención considerado y del valor del *rumbo* del proceso que siguen los «shocks» exógenos. Dado que los fundamentos de la economía no son directamente observables no se puede verificar la validez de las funciones teóricas de los mismos. Por este motivo sólo podemos verificar la validez de las funciones teóricas de las desviaciones del tipo de cambio. El propósito de este apartado es obtener las distribuciones de las monedas del SME, y compararlas con las funciones teóricas, a fin de detectar qué modelo explica mejor el comportamiento de las diferentes divisas en dicho sistema de cambios. En el análisis empírico utilizamos los logaritmos del tipo de cambio dentro de la banda, tomados como diferencias respecto a su paridad central frente a una moneda de referencia, para posteriormente calcular las desviaciones con respecto a la paridad central *efectiva* de cada moneda.

La información de base utilizada han sido los valores del tipo de cambio frente al marco alemán para la mayoría de los países integrantes del SME: Bélgica, Dinamarca, Holanda, Italia, Francia, Irlanda y España. Los datos de partida son diarios, y calculados como el logaritmo de la diferencia entre el tipo de cambio y la paridad central. El período muestral comprended desde la creación del SME (13 de marzo de 1979) hasta la ampliación al  $\pm 15$  por ciento de las bandas de fluctuación (2 de agosto de 1993), excepto para España, cuyo período muestral comienza el 16 de junio de 1989 y en el caso de Italia que abandona el sistema el 12 de septiembre de 1992.

Los datos se analizan en cada régimen.<sup>6</sup> En la elaboración de las distribuciones se ha empleado un método de ponderaciones triangulares, con objeto de suavizar los picos.<sup>7</sup>

<sup>6</sup>En este caso, el concepto de régimen no se utiliza en su acepción más común, sino que hace referencia a un determinado período de tiempo sin cambios en la banda de fluctuación para el tipo de cambio.

<sup>7</sup>Se ha optado por presentar los datos sin ninguna transformación, debido a que en algunos regímenes el número de observaciones es muy reducido, lo que distorsionaría los resultados finales.

Trabajos empíricos anteriores que han estudiado las distribuciones de las desviaciones del tipo de cambio en el *SME* sufren de dos problemas que podrían invalidar sus conclusiones:

- En primer lugar, consideran las distribuciones de las desviaciones del tipo de cambio entre distintos regímenes. Sin embargo, estas distribuciones entre distintos regímenes pueden cambiar debido a diversos factores, tales como cambios en las políticas de intervención, cambios en el *rumbo* del proceso de los fundamentos que afectan a la debilidad o fortaleza de una moneda o a cambios en la relación entre el tipo de cambio y los fundamentos debido a alteraciones en la credibilidad de las bandas. Por ejemplo, Bertola y Caballero (1992) presentan las distribuciones para el franco francés y la lira italiana para un período en el que existen diversos realineamientos, cuando hay comportamientos claramente diferentes entre los distintos regímenes. Lo mismo sucede en los trabajos de Flood *et al.* (1991) y Chen y Giovannini (1992).
- Segundo, y quizás más importante, es el hecho de que todos los análisis consideran las desviaciones del tipo de cambio con respecto al marco alemán, es decir, consideran únicamente la existencia de un tipo de cambio bilateral. Sin embargo, este no es el caso del *SME* ya que nos encontramos ante una zona objetivo multilateral donde la posición de cada moneda se ve afectada por todas las demás.<sup>8</sup>

Por estas razones en este trabajo intentamos resolver los problemas apuntados anteriormente de la siguiente forma:

- En primer lugar, consideramos la distribución de las desviaciones del tipo de cambio para los distintos períodos comprendidos entre realineamientos que denominados «regímenes» y para cada una de las monedas.
- En segundo lugar, se calculan las desviaciones de cada moneda no sólo con respecto a la paridad central frente al marco sino que usamos las desviaciones

<sup>8</sup> En este sentido, en el informe del Banco de España de 1991 se indica que «...el período enero-abril de 1991 de 1991 se caracterizó por la debilidad del marco alemán... La debilidad del marco permitió que otros países del sistema recotaran sus tipos de interés oficiales para apoyar la reactivación económica, sin que aparecieran tensiones cambiarias generalizadas. Dichas tensiones se concentraron, sin embargo, sobre el franco francés y la peseta. Así, la peseta y el franco francés se mantuvieron en su límite bilateral de máxima apreciación y depreciación, respectivamente, o muy cerca de él... período en el que los Bancos de España y Francia tuvieron que intervenir en los mercados de divisas.»

con respecto a la paridad central *efectiva* con objeto de obtener las distribuciones multilaterales.

#### 4.1 Las distribuciones multilaterales

En este apartado exponemos el método utilizado para calcular las distribuciones de las desviaciones del tipo de cambio de cada moneda integrante del *SME* con respecto a todas las demás, teniendo en cuenta el carácter multilateral de dicho sistema. En lugar de calcular las distribuciones con respecto al marco alemán, tenemos en cuenta la banda efectiva de cada moneda con respecto al sistema en su totalidad, es decir, atendiendo a la apreciación o depreciación máxima de cada moneda con respecto a todas las demás. En efecto, si todas las monedas del sistema están situadas en sus respectivas paridades centrales con respecto al marco, la desviación del tipo de cambio para dichas monedas,  $x_{i,t} = 0$ , es nula, donde  $i$  es el número de monedas en el sistema. Pero si la moneda  $j$  se deprecia tal que  $x_{j,t} > 0$ , la desviación efectiva del tipo de cambio para el resto de las monedas no es cero como anteriormente, sino que  $x_{i,t} < 0$  para todo  $i \neq j$ .

Con objeto de calcular las desviaciones del tipo de cambio *efectivas*,  $\bar{x}_i$ , obtenemos en primer lugar la desviación del tipo de cambio respecto al marco, en valor absoluto, para todas las monedas del sistema.<sup>9</sup> En segundo lugar, usamos la siguiente aproximación para la desviación del tipo de cambio *efectiva*;

$$\bar{x}_{i,t} = x_{i,t} - x_{\max,t}, \quad (12)$$

donde la desviación *efectiva* para la moneda  $i$ ,  $\bar{x}_{i,t}$ , es la desviación del tipo de cambio de esta moneda con respecto a su paridad central frente al marco,  $x_{i,t}$ , menos la desviación máxima de todas las demás monedas del sistema con respecto a sus respectivas paridades centrales con respecto al marco,  $x_{\max,t}$ .

En tercer lugar se introduce la siguiente condición:<sup>10</sup>

$$|\bar{x}_i| > |x_i| \quad (13)$$

<sup>9</sup> Con este método no importa la moneda que tomemos de referencia.

<sup>10</sup> Con objeto de justificar esta condición vamos a suponer que sólo existen tres monedas en el sistema, el marco, el franco francés,  $i$ , el franco belga,  $j$  y consideremos las respectivas desviaciones de sus paridades centrales con respecto al marco,  $x_i$  y  $x_j$ . Si  $x_j = 0.01$  y  $x_i = -0.01$ , obtendríamos que  $\bar{x}_i = 0.02$  y  $\bar{x}_j = -0.02$ . Pero por ejemplo, si suponemos que la desviación del franco francés con respecto al marco,  $x_i$ , fuese de 0.02 y la desviación del franco belga con respecto al marco,  $x_j$  fuese de 0.01,

En las figuras que se muestran en el apéndice aparecen representados los regímenes para cada una de las monedas, así como su duración y el número de observaciones. En las secciones anteriores hemos obtenido diferentes funciones de densidad para los fundamentos y para las desviaciones del tipo de cambio en una zona objetivo dependiendo del tipo de intervención y del valor del *rumbo* del proceso de los fundamentos. Dado que los fundamentos no son directamente observables, nuestro análisis empírico se concentra en el comportamiento del tipo de cambio.

La aplicación de esta metodología a las distintas monedas que integran el *S M E* ofrece los resultados siguientes:

Para el caso del **franco belga** observamos la existencia de ocho regímenes que se corresponden con los siete realineamientos que ha sufrido esta moneda en el período muestral. En los primeros siete regímenes el comportamiento es muy similar, con distribuciones de forma exponencial hacia la derecha, típicas de una moneda débil, representando la existencia de un *rumbo* positivo. El último régimen, por el contrario, presenta una distribución más uniforme, aunque también se aprecia una mayor frecuencia en el límite de depreciación, siendo el período más largo entre realineamientos. Por tanto, y a la vista de estos resultados, se puede afirmar que el franco belga ha sido una moneda débil en el *S M E*.

La **corona danesa**, sin embargo, presenta un comportamiento muy dispar a lo largo de los nueve diferentes regímenes. Así, por ejemplo, observamos que el régimen 1 presenta la característica distribución en forma de *U*, mientras que la mayoría son de forma exponencial. Sólo en el régimen 3 podemos observar una distribución en forma de campana.

Las características del **florín holandés** son muy diferentes puesto que sólo ha sufrido dos devaluaciones, lo que le da el carácter de ser una de las monedas más fuertes o estables del sistema. En el primer régimen obtenemos una distribución en forma de *U* simétrica. Sin embargo, en el segundo es típico de una moneda fuerte con un *rumbo* negativo (exponencial hacia la izquierda). El último período muestra una forma de campana, con la mayor frecuencia situada por debajo de su paridad central.

Las distribuciones del **franco francés** son muy significativas, por cuanto que tienen forma *U* (regímenes 1 y 3), algo que no se recoge en los trabajos empíricos anteriores, o bien son ligeramente exponenciales hacia la izquierda (regímenes 2, 4, 5 y 6), propios de una moneda fuerte, tal y como predice el modelo de zonas objetivo para el

---

aplicando la ecuación (12) obtendríamos que  $\bar{x}_i = 0.01$ , la cual es menor que  $x_i$ , siendo la desviación efectiva del tipo de cambio, en este caso, 0.02. Por esta razón tenemos que imponer la condición dada por la ecuación (13).



caso de un *rumbo* negativo. Por contra el régimen 7 presenta una mayor frecuencia en el límite de depreciación.

La **libra irlandesa** presenta un comportamiento similar al franco francés, con distribuciones en forma de *U* para los regímenes 2, 4 y 6, distribuciones exponenciales hacia la izquierda, regímenes 1, 5 y 8 y también distribuciones exponenciales hacia la derecha (regímenes 3, 7 y 9). De este modo, la libra irlandesa presenta características de una moneda débil durante algunos períodos, mientras que en otros aparece como una moneda fuerte. En cualquier caso, el hecho más importante es que en la mayoría de los regímenes, el tipo de cambio está concentrado en alguno de los límites de fluctuación.

La **lira italiana** muestra distribuciones en forma exponencial y en algunos casos (regímenes 1, 3, 5, 6 y 8), estas son hacia la izquierda, consistentes teóricamente con una moneda fuerte. Sin embargo este hecho no se corresponde con la realidad ya que es una moneda que ha sufrido muchos realineamientos y tradicionalmente ha sido considerada débil. Estas distribuciones se pueden explicar por el hecho de que aunque la lira italiana gozaba de una banda amplia ( $\pm 6$  por ciento), en realidad la política de intervención consistía en mantenerla en la banda estrecha del  $\pm 2.25$ , y la mayoría de los realineamientos de esta moneda se han producido cuando estaba situada lejos de sus límites de fluctuación.

Por último, en cuanto a la **peseta**, en el primer régimen muestra un comportamiento propio de una moneda fuerte, con una distribución exponencial hacia la izquierda propio de la existencia de un *rumbo* negativo. En efecto, este régimen se corresponde con un período largo de estabilidad con intervenciones intramarginales cuando se situaba cercana a su paridad central y con intervenciones marginales debido a la debilidad de otras monedas con respecto a la peseta (ver nota 8). Sin embargo, el segundo régimen es propio de una moneda débil, con una distribución exponencial hacia la derecha. Por contra, los regímenes tercero y cuarto, corresponden al mismo esquema de intervención referido anteriormente, con intervenciones intramarginales cercanas a su paridad central, con objeto de mantener a la peseta en la zona de apreciación. Sin embargo, la escasa amplitud de estos períodos pone en evidencia la ineffectividad de estas intervenciones.

Al margen del comportamiento característico de cada moneda, se pueden observar distribuciones similares para algunos períodos. Sólomente para los dos períodos más largos de estabilidad, 1983-86 y 1987-93 (excepto para la peseta) obtenemos distribuciones en forma de campana, como los descritos en trabajos anteriores para los tipos bilaterales. En cambio, en el resto de períodos, se obtienen distribuciones forma de *U* o bien exponenciales que son consistentes con el modelo básico de zonas objetivo. Por tanto, estos resultados difieren de las distribuciones bilaterales presentadas en

otros análisis empíricos. La mayoría de las distribuciones que hemos obtenido no tienen forma de campana y muchas de ellas podrían explicarse con el modelo básico de zonas objetivo con diferentes valores para el *rumbo*. Sin embargo, y como hemos mostrado, tanto el modelo con intervenciones marginales como el caso de intervenciones intramarginales, para valores elevados del *rumbo*, se obtienen distribuciones exponenciales por lo que el análisis empírico no permite distinguir entre ambos tipos de intervención. Por otra parte, la presencia de distribuciones de forma de *U* dan un mayor apoyo a la validez del modelo básico, rechazado en la mayoría de trabajos empíricos anteriores.

## 5. CONCLUSIONES

En este artículo hemos analizado las implicaciones de los modelos de zonas objetivo en términos de las funciones de densidad para los fundamentos y las desviaciones del tipo de cambio con respecto a su paridad central. Las funciones de densidad dependen tanto del tipo de intervención monetaria que se suponga como del valor del *rumbo* del proceso de los fundamentos. La implicación más importante es que podemos comparar las funciones de densidad teóricas para las desviaciones del tipo de cambio con las empíricas que se observan del *SME*.

En este trabajo hemos deducido un método para obtener las distribuciones multilaterales de cada moneda, es decir, teniendo en cuenta su posición no sólo contra el marco, sino también con respecto al resto de monedas del sistema. En el análisis empírico obtenemos dos comportamientos bien diferenciados: distribuciones en forma de campana, que sólo se observan en períodos suficientemente largos entre realineamientos y distribuciones en forma exponencial hacia la izquierda o hacia la derecha (según la fortaleza o debilidad de la moneda) que son característicos de períodos de inestabilidad, con frecuentes realineamientos. La mayoría de las distribuciones que se obtienen presentan una baja frecuencia en el centro de la banda de fluctuación, algo que no aparece recogido en trabajos empíricos anteriores que rechazaban el modelo básico de zonas objetivo y que está en contradicción con la existencia de intervenciones intramarginales *con reversión a la media* durante algunos regímenes.

## BIBLIOGRAFÍA

- Arnaiz, G. (1986), *Introducción a la estadística teórica*, Lex Nova, Valladolid.
- Bertola, G. y Caballero, R. (1992), Target zones and Realignments, *American Economic Review*, n.82
- Chen, Z. y Giovannini, A. (1992) Target zones and the distribution of exchange rates. An estimation method, *Economics Letters*, 40.
- Delgado y F. Dumas, B. (1991), Target zones, broad and narrow, en *Exchange Rate Targets and Currency Bands* editado por P. Krugman y Miller, Cambridge University Press.
- Flood, R. Rose, A. y Mathieson, D. (1991), An Empirical Exploration of Exchange Rate Target-Zones. *NBER*, n. 3543.
- Froot, K. y Obstfeld, M. (1991), Stochastic process switching: some simple solutions, en *Exchange Rate Targets and Currency Bands* editado por P. Krugman y Miller, Cambridge University Press.
- Gámez, C. y Torres, J.L. (1994), Las intervenciones marginales dentro de una zona objetivo: evidencia para el SME. *Cuadernos de Ciencias Económicas y Empresariales*, n.27.
- Glynn, H. (1990), Difusión Aproximation, en *Handbooks in operations research and management science*. Vol. 2: *Stochastic Models*, editado por D. Degman y M. Sobel.
- Harrison, J. (1985), *Brownian motion and stochastic flow systems*, Malabar, Krieger.
- Krugman, P. (1991), Target Zones and Exchange Rate Dynamics, *Quarterly Journal of Economics*, n. 106.
- Lindberg, H. y Soderlind, P (1991), Target zone models and the intervention policy: The Swedish case, *IIES Seminar Paper*, n.496. Stockholm University.
- Mastropasqua, C., Micossi, S. y Rinaldi, R. (1998), Intervention, Sterilization and Monetary Policy in EMS countries (1979-1987), en *The European Monetary System*, editado por F. Giavazzi, S. Micossi y M. Miller, Cambridge University Press.

